

対人ストレスコーピング尺度の 因子的妥当性の検証

加 藤 司

問題と目的

対人ストレスコーピング尺度（Interpersonal Stress-Coping Inventory）とは、人間関係に起因したストレスフルなイベントに対する対処の仕方、すなわち、対人ストレスコーピングの個人差を測定するものである（2002 d）¹⁾。対人ストレスコーピング尺度は、探索的因子分析の結果から、ポジティブ関係コーピング、ネガティブ関係コーピング、解決先送りコーピングの3つの下位尺度を有することが明らかとなっている。ポジティブ関係コーピングは人間関係で生じたストレスフルなイベントに対して、積極的にその関係を改善し、よりよい関係を築こうと努力するコーピング方略群である（例えば、相手のことを良く知ろうとした、積極的に話をするようにしたなど）。ネガティブ関係コーピング（10項目）はそうした関係を放棄・崩壊するようなコーピング方略群である（例えば、無視するようにした、友達付き合いをしないようにしたなど）。解決先送りコーピング（8項目）はストレスフルなイベントを問題とせず、時間が解決するのを待つようなコーピング方略群である（例えば、自然の

- (1) 対人ストレスコーピングという概念は、国内外を通じて、加藤（2000 a）が最初に用いた概念である（加藤，2002 d）。対人ストレスコーピングは対人ストレスイベント（対人関係に起因したストレスフルなイベント）に対するコーピングを意味し、対人ストレスイベントとコーピングという2つの概念から構成されている。本研究では、加藤（2002 d）に従い、対人ストレスコーピングを定義するが、その詳細は加藤（2002 d）、加藤・今田（2001）に譲る。

成り行きに任せた，気にしないようにしたなど）。

対人ストレスコーピング尺度の信頼性は内的整合性，再検査法によって検証されている。内的整合性は $\alpha = .80-.86$ （加藤，1999）， $\alpha = .79-.87$ （加藤，2000 a）， $\alpha = .84-.88$ （加藤，2001 a）， $\alpha = .85-.89$ （加藤，2001 b）， $\alpha = .88-.90$ （加藤，2002 a）， $\alpha = .82-.86$ （加藤，2002 c）， $\alpha = .88-.91$ （加藤，2002 f）と，ほぼ安定した値が検出されている。再検査法では，2週間後における信頼性係数はポジティブ関係コーピングが $r = .89$ ，ネガティブ関係コーピングが $r = .92$ ，解決先送りコーピングが $r = .86$ であった（加藤，2000 a）。また，対人ストレスコーピング尺度の妥当性は内容的妥当性，収束的妥当性，弁別的妥当性によって確認されている（加藤，2002 d）。内容的妥当性では，独立した評価の一致率によって検証した結果，100%の一致が得られている。収束的妥当性，弁別的妥当性は代表的なコーピング尺度，対人葛藤方略，友人との付き合い方，対人行動，社会的望ましさと比較した結果，予測された通りの結果が得られ，予測に反する結果は得られなかったことにより確認されている。ストレスフルなイベントを対人関係に限定し，信頼性と妥当性が確認されたコーピング尺度は，国内外を通じて，この対人ストレスコーピング尺度だけである（加藤，2002 d）。さらに，対人ストレスコーピング尺度は，他の尺度の妥当性を検証するための基準尺度として使用されている（加藤，2000 b，2002 b など）。

一方，これまでのコーピング尺度は，因子構造が不安定であることが繰り返し指摘されつづけてきた（加藤，2002 d）。例えば，最も代表的な自己報告式コーピング尺度である Ways of Coping Questionnaire（Folkman & Lazarus, 1980, 1985；Folkman, Lazarus, Dunkel-Schetter, DeLongis, & Gruen, 1986；Lazarus & Folkman, 1988）の場合，サンプルや選択した項目により，抽出される因子が異なるという結果が頻繁に報告されている（Aldwin & Revenson, 1987；Chan, 1994；Falkum, Olff, & Aasland, 1997；Folkman & Lazarus, 1986；Hwang, Scherer, Wu, Hwang, & Li, 2002；McCrae, 1984；Mishel & Sorenson, 1993；Nakano, 1991；Scherer,

Hwang, Yan, & Li, 2000; Smyth & Yarandi, 1996; Sorlie & Sexton, 2001 など)。対人ストレスコーピング尺度は、従来のコーピング尺度が有する様々な問題点を改善したものであるが、その因子構造においても、項目の因子間の変動はみられず、繰り返し同一の前述した3因子が抽出されており（例えば、加藤, 2000 a, 2000 b, 2001 a, 2001 b, 2002 a, 2002 b, 2002 c, 2002 e, 2002 f）、従来のコーピング尺度の問題点を改善していると考えられる。しかし、これらの研究報告は探索的因子分析によるものであり、その手法に対する限界が指摘されている。例えば、探索的因子分析は抽出する因子数に絶対的基準がなく、因子数の決定や因子の解釈がきわめて恣意的なものであり（古谷野・柴田・芳賀・須山, 1989）、たとえ、探索的因子分析を仮説検証的に使用する場合においても、仮説に近い因子構造を分析者が選択することの可能性を確認しているに過ぎないといった問題がある（芝, 1979）。こうした探索的因子分析に対して、近年、確認的（仮説検証的）因子分析の重要性が指摘されている。確認的因子分析²の最大の特徴は、理論的に立てられたモデルを実際のデータにあてはめ、モデルの適合度を検討できるところにある（古谷野ら, 1989）。モデルの構築には大幅な自由があるが、不適切なモデルを構築した場合、モデルの不適切さが指標によって明示されるため、不適切なモデルは最終的には排除されることになる（古谷野ら, 1989）。すなわち、理論的、あるいは経験的に因子構造が仮定されている場合、この確認的因子分析を用いて尺度の因子的妥当性を検証することができる。対人ストレスコーピング尺度の因子的妥当性を確認するためには、経験的に得られた3因子構造を確認的因子分析によって検証する必要がある。しかし、対人ストレスコーピング尺度の確認的因子分析はなされていない。そこで、本研究の目的は、対人ストレスコーピング尺度の因子的妥当性を確認的因子分析によって検証することである。

(2) 実質科学的な観点から、確認的因子分析を用いる利点の詳細は豊田（1992, 2000）を参照のこと。

方 法

手続きと被調査者

1999年5月から2001年6月まで、専門学校生、短期大学生、大学生を対象に講義時間中、質問紙調査による調査を実施した。すべての項目に回答した有効回答者2,574名(女性1314名、男性1260名、平均19.41歳、範囲18-28歳、標準偏差1.25)を分析対象とした。

質問紙

加藤(2000a)の作成した対人ストレスコーピング尺度を使用した。ただし、加藤(2000a)の教示ではストレスフルなイベントを友人関係に限定していたが、本研究では、対人関係全般に起因したストレスフルなイベントに対するコーピングを測定するために、教示文を以下のように修正した。なお、教示文における対人ストレスイベントの例は、橋本(1997)の対人ストレスイベント尺度を参考に、3つの下位尺度それぞれから2項目を選択し作成したものである。また、各項目の得点は3-0点とし、得点が高いほどコーピングの使用頻度が高いものとした。

教示文 今まで、人間関係で生じるストレスを経験したことがあると思います。人間関係で生じるストレスとは、例えば、「けんかをした」、「誤解された」、「何を話していいのか、わからなかった」、「自分のことを、どのように思っているのか気になった」、「自慢話や、愚痴を聞かされた」、「嫌いな人と話をした」などの経験によって、緊張したり、不快感を感じたりしたことを言います。あなたが、実際に経験した人間関係で生じたストレスに対して、普段、どのように考えたり、行動したりしましたか。以下の項目に対して、「よくあてはまる」、「あてはまる」、「少しあてはまる」、「あてはまらない」から選択し、をつけてください。

確認的因子分析における分析モデル 対人ストレスコーピング尺度の因子的妥当性を検証するために、以下の5つのモデルを構成した。まず、対人スト

レスコーピング尺度が3 因子構造を有するという加藤らの研究に基づき 3 つのモデルを構成した。それぞれのモデルとも、各項目が 1 次因子に対して負荷するパターンは同一であり、各項目は 3 つの 1 次因子（ポジティブ関係コーピング、ネガティブ関係コーピング、解決先送りコーピング）のいずれか 1 つの因子にのみ負荷し、測定誤差項 (e) を有している。直交モデルは 1 次因子間の相関を仮定しないモデル (Figure 1), 斜交モデルは 1 次因子間の相関を仮定したモデル (Figure 2), 2 次因子モデルは 1 次因子がより高次の 2 次因子（対人ストレスコーピング）に対して負荷し、2 次因子によって説明され

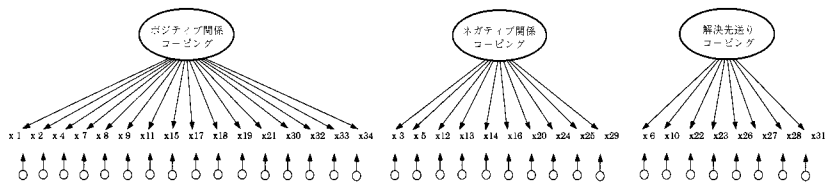


Figure 1 直交モデルの概要

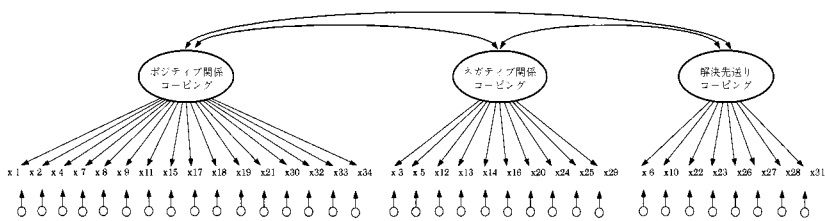


Figure 2 斜交モデルの概要

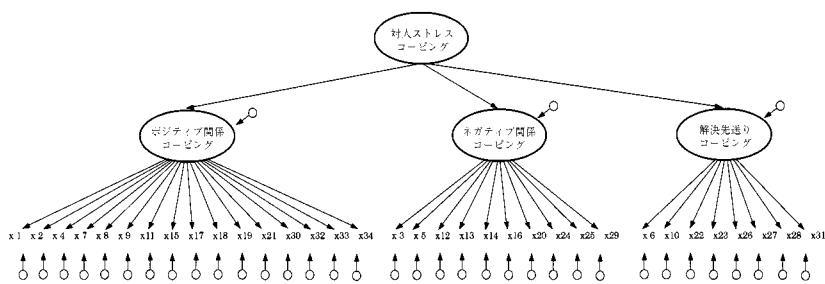


Figure 3 2 次因子モデルの概要

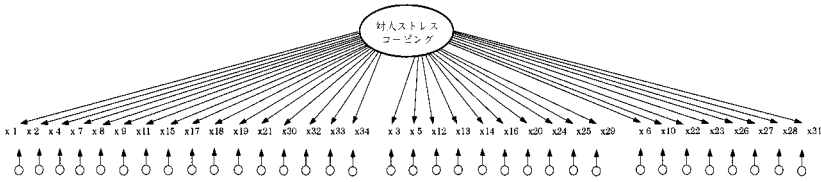


Figure 4 1 因子モデルの概要

ない誤差項を有するモデルである (Figure 3)。この3つのモデルに、対人ストレスコーピングにすべての項目が負荷すると仮定した1因子モデル (Figure 4)、誤差項によって説明されるヌルモデルの2つのモデルを加えた。

加藤らの研究では、対人ストレスコーピング尺度は3因子構造を有し、各因子間の相関を仮定している。この仮説が正しいとするならば、直行モデル、斜交モデル、2次因子モデルの適合度は各適合度指標の基準を満たし、直行モデル、斜交モデル、2次因子モデルのモデル間比較においては、直行モデルより、斜交モデル、2次因子モデルの方がモデルのあてはまりがよいと予測される。

結 果

対人ストレスコーピング尺度の記述統計

まず、対人ストレスコーピング尺度の得点分布、平均値、標準偏差を下位尺度ごとに示した (Figure 5, Figure 6, Figure 7)。多くの研究がコーピング方略の性差を指摘しており (例えば、Bijttebier & Vertommen, 1998; Bowker, Bukowski, Hymel, & Sippola, 2000; Bowman, 1990; Harter & Vaneccek, 2000; Hobfoll, Dunahoo, Ben-Porath, & Monnier, 1994; 嘉数・砂川・井上, 2000; 嘉数・當山・井上, 1999; 大竹・島井・嶋田, 1998; Quayhagen & Quayhagen, 1982; 上地, 1999), 加藤 (2000 a) の研究においても、対人ストレスコーピング尺度の性差が確認されている。そこで、性差を検討するために t 検定を行った。その結果、ポジティブ関係コーピングでは女性が男

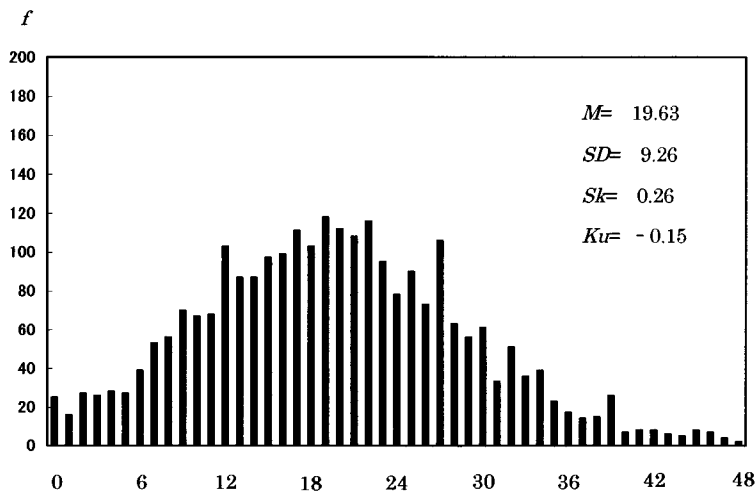


Figure 5 ポジティブ関係コーピングの得点分布（範囲 0-48 点）

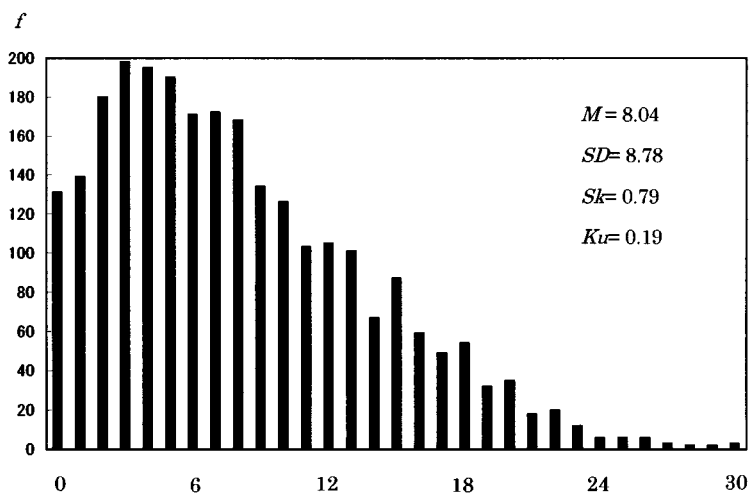


Figure 6 ネガティブ関係コーピングの得点分布（範囲 0-30 点）

性より，ネガティブ関係コーピングでは男性が女性より，有意に平均値が高かった。すなわち，ストレスフルなイベントを生み出す対人関係に対して，女子大学生は男子大学生と比較して，そのような関係を改善・維持するよう努力す

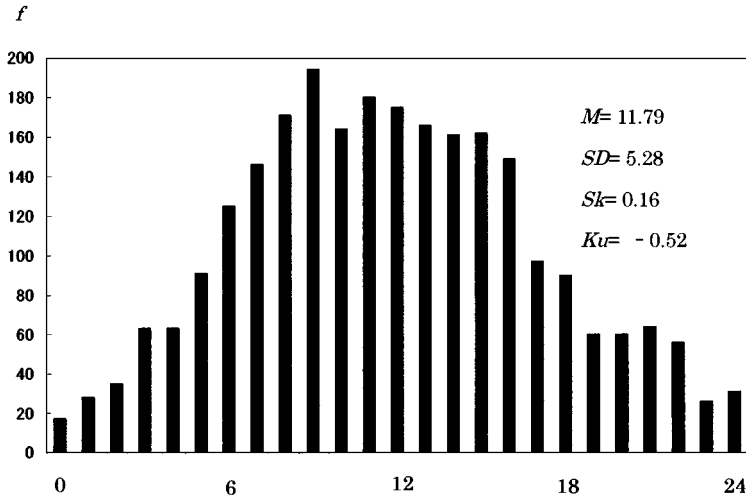


Figure 7 解決先送りコーピングの得点分布 (範囲 0-24 点)

Table 1 対人ストレスコーピング尺度の平均値, 標準偏差と性差の検討

対人ストレス コーピング尺度	女性 (N = 1314)			男性 (N = 1260)			t 値
	平均値	標準偏差	範囲	平均値	標準偏差	範囲	
ポジティブ関係コーピング	20.46	9.02	0-48	18.37	9.40	0-48	5.62***
ネガティブ関係コーピング	7.66	5.50	0-30	8.88	6.02	0-30	-5.26***
解決先送りコーピング	11.80	5.26	0-24	11.79	5.29	0-24	0.03

*** $p < .001$

るコーピングを使用し, 男子大学生は女子大学生と比較して, そのような関係を放棄・維持するようなコーピングを使用することが明らかとなった。これらの結果は, 加藤 (2000 a) の報告と一致したのものであった。

対人ストレスコーピング尺度の探索的因子分析

対人ストレスコーピング尺度の確証的因子分析に先立ち, 3 因子を仮定した探索的因子分析 (最尤解, promax 回転) を行った。その結果が Table 2 である。抽出された各因子は, 仮定したポジティブ関係コーピング, ネガティブ関係コーピング, 解決先送りコーピングであり, 各因子に含まれる項目も加藤の

Table 2 対人ストレスコーピング尺度の因子パターン (promax 回転)

番号	項 目 内 容	F 1	F 2	F 3	h^2	Mean	SD
F 1 : ポジティブ関係コーピング							
34	相手のことを良く知ろうとした	.66	-.09	.00	.46	1.22	0.97
21	人間として成長したと思った	.63	.17	-.01	.41	1.12	0.99
18	積極的にかかわろうとした	.63	-.14	-.03	.44	0.81	0.89
17	この経験で何かを学んだと思った	.62	.19	-.07	.39	1.42	1.04
30	積極的に話をするようにした	.61	-.14	.05	.41	0.95	0.92
11	相手の良いところを探そうとした	.61	-.09	.06	.39	1.37	0.98
9	反省した	.57	.14	-.15	.33	1.36	0.99
4	相手の気持ちになって考えてみた	.57	.04	-.05	.32	1.47	0.93
19	自分の意見を言うようにした	.55	-.04	.02	.32	1.18	0.98
15	自分の存在をアピールした	.55	.07	.01	.30	0.75	0.88
2	相手を受け入れるようにした	.55	-.16	.04	.35	1.49	0.89
1	自分のことを見つめ直した	.54	.17	-.14	.29	1.73	0.95
32	これも社会勉強だと思った	.52	.15	.14	.32	1.30	1.03
7	あいさつをするようにした	.49	-.15	.09	.28	1.10	1.01
8	たくさんの友人を作ることにした	.47	-.09	.11	.25	1.13	1.02
33	友人などに相談した	.40	.17	-.04	.16	1.23	1.13
F 2 : ネガティブ関係コーピング							
16	かわかり合わないようにした	-.05	.76	.07	.62	1.00	0.98
24	話をしないようにした	-.03	.75	.01	.57	0.68	0.87
20	無視するようにした	-.02	.68	.00	.47	0.54	0.84
12	友達付き合いをしないようにした	-.07	.68	-.02	.46	0.51	0.81
29	人を避けた	.06	.61	-.07	.35	0.62	0.86
14	表面上の付き合いをするようにした	-.03	.54	.13	.35	1.07	0.98
25	相手と適度な距離を保つようにした	.05	.54	.15	.36	1.44	0.95
13	一人になった	.10	.45	-.06	.19	0.69	0.95
3	相手を悪者にした	-.02	.42	-.03	.17	0.86	0.87
5	相手の鼻を明かすようなことを考えた	.14	.42	-.02	.18	0.63	0.89
F 3 : 解決先送りコーピング							
26	気にしないようにした	.01	-.03	.80	.63	1.46	0.97
27	そのことにこだわらないようにした	.01	-.06	.75	.54	1.50	0.97
6	あまり考えないようにした	-.08	-.06	.66	.41	1.39	1.05
28	何とかなと思った	.12	-.14	.62	.38	1.66	0.96
31	そのことは忘れるようにした	.07	.13	.54	.36	1.11	0.99
10	こんなものだと割り切った	-.09	.12	.52	.33	1.54	1.01
23	何もせず、自然の成り行きに任せた	-.09	.10	.48	.27	1.42	0.96
22	自分は自分、人は人と思った	.06	.22	.41	.27	1.72	0.99
因 子 寄 与			5.93	5.31	2.89		
内的整合性 ()			.88	.84	.82		

注：負荷量 .40 以上をゴシック体で表記した

Table 3 対人ストレスコーピング尺度の因子間相関

	F 1	F 2	F 3
F 1 ポジティブ関係コーピング		-.020	.057*
F 2 ネガティブ関係コーピング	-.067*		.378**
F 3 解決先送りコーピング	.088***	.245***	

* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$ 注：相関行列の対角より上側が男性 ($N = 1,260$)，下側が女性 ($N = 1,314$) の相関係数である。

研究 (加藤, 2000 a, 2000 b, 2001 a, 2001 b, 2002 a, 2002 b, 2002 c, 2002 e, 2002 f) と同一であった。さらに, すべての項目が構成する主因子に対して 0.40 以上の因子負荷量を示しており, 他の因子に対して最も高い負荷量を示した項目 (項目番号 22) でさえ, その値は 0.22 であった (Table 2 参照)。なお, 内的整合性は $= .82-.88$ であり, 因子間相関は Table 3 に示した通りである。対人ストレスコーピング尺度の確認的因子分析による因子的妥当性の検証

モデルの指標 モデルの適合度の検証には, ² 検定, *GFI* (Goodness of Fit Index), *AGFI* (Adjust GFI), *RMSEA* (Root Mean Square Error of Approximation), *AIC* (Akaike's information criterion) を用いた。² 検定は帰無仮説を「構成されたモデルが適合的である」とし, 帰無仮説が受容されることによって, モデルが受容される。*GFI* は構成したモデルが標本共分散行列, あるいは標本相関行列を説明する割合を示した指標であり, 零から 1.00 の範囲をとり, 1.00 に近似するほどモデルの適合度が高い。一般的に, 0.90 以上であればモデルは標本共分散行列をよりよく説明しているとされている (豊田, 1992, 1998)。*AGFI* は自由度によって *GFI* を修正した指標である。*RMSEA* はモデルの分布と真の分布との乖離を 1 自由度あたりの量として表現した指標であり (豊田, 1998), *RMSEA* の値が 0.05, あるいは 0.08 以下である場合, モデルのあてはまりがよく (Arbuckle, 1997), 逆に 0.10 以上であれば, モデルの当てはまりが悪いとされる (豊田, 1998)。*AIC* は相対的なモデルの良さを示す指標であり, モデル間の比較に用いられ, 値が小さいモデルの方が適合的なモデルである (山本・小野, 1999)。

確認的因子分析による因子的妥当性の検証 次に、対人ストレスコーピング尺度の因子的妥当性を検証するために、構造方程式モデリングによる確認的因子分析を行った⁽³⁾。なお、母数の推定値は最尤法によって算出した。また、探索的因子分析の結果から、指標変数はポジティブ関係コーピングでは項目番号 34，ネガティブ関係コーピングでは項目番号 16，解決先送りコーピングでは項目番号 26 とした。確認的因子分析の結果をまとめたものが Table 4 である。

² 検定によるモデル検証では、「構成されたモデルが適合的である」とする帰無仮説はすべてのモデルで棄却された。この ² 検定の結果に関しては考察で述べる。*GFI*、*AGFI* の値は、ヌルモデル (*GFI* = .39, *AGFI* = .36)，1 因子モデル (*GFI* = .53, *AGFI* = .47)，直交モデル (*GFI* = .94, *AGFI* = .92)，斜交モデル (*GFI* = .94, *AGFI* = .92)，2 次因子モデル (*GFI* = .94, *AGFI* = .92)であり、直交モデル、斜交モデル、2 次因子モデルで目安とされる 0.90 を超え、標本共分散行列をよりよく説明していると考えられる。*RMSEA* の値はヌルモデル (*RMSEA* = .14)，1 因子モデル (*RMSEA* = .12)，直交モデル (*RMSEA* = .04)，斜交モデル (*RMSEA* = .04)，2 次因子モデル (*RMSEA* = .03)であり、直交モデル、斜交モデル、2 次因子モデルは一応の目安とされている 0.08 以下の値であった。これらのことから、構成されたモデルの適合性が高いものは、直交モデル、斜交モデル、2 次因子モデルの 3 つであると考えられる。そこで、モデル間の比較の指標とされる *AIC* の値を比較する

Table 4 対人ストレスコーピング尺度の確認的因子分析の結果

構成モデル	² 値	<i>df</i>	<i>p</i>	<i>GFI</i>	<i>AGFI</i>	<i>RMSEA</i>	<i>AIC</i>
ヌルモデル	30285.677	561	.001	.392	.355	.144	30353.677
1 因子モデル	19545.227	527	.001	.529	.468	.118	19681.227
直交モデル	7031.439	527	.001	.938	.917	.039	6167.439
斜交モデル	6772.907	524	.001	.942	.920	.038	5914.907
2 次因子モデル	6840.745	525	.001	.940	.919	.038	5980.745

(3) 構造方程式モデリングには Amos 3. 61 (Arbuckle, 1997) を使用した。

Table 5 各構成モデルの因子負荷量

項目番号	1 因子モデル	直交モデル	斜交モデル	2 次因子モデル
F 1 : ポジティブ関係コーピング				
x 1	.477	.496	.501	.505
x 2	.579	.567	.570	.577
x 4	.554	.560	.559	.566
x 7	.528	.517	.520	.528
x 8	.497	.495	.501	.505
x 9	.523	.538	.534	.540
x 11	.632	.627	.629	.637
x 15	.540	.548	.546	.554
x 17	.558	.583	.579	.586
x 18	.666	.653	.655	.662
x 19	.570	.567	.568	.575
x 21	.582	.605	.602	.610
x 30	.653	.637	.641	.649
x 32	.482	.503	.501	.511
x 33	.349	.367	.373	.389
x 34	.684	.674	.676	.693
F 2 : ネガティブ関係コーピング				
x 3	-.106	.406	.405	.401
x 5	.055	.389	.384	.399
x 12	-.193	.699	.697	.692
x 13	.010	.406	.401	.404
x 14	-.131	.572	.577	.568
x 16	-.186	.787	.791	.779
x 20	-.146	.706	.704	.698
x 24	-.170	.771	.769	.765
x 25	-.051	.568	.574	.564
x 29	-.063	.589	.580	.574
F 3 : 解決先送りコーピング				
x 6	-.022	.635	.632	.631
x 10	-.082	.522	.530	.524
x 22	.031	.454	.466	.462
x 23	-.081	.471	.479	.473
x 26	.055	.821	.815	.818
x 27	.060	.765	.759	.762
x 28	.178	.567	.561	.567
x 31	.072	.593	.602	.601

注：直交モデル，斜交モデル，2 次因子モデルの各因子負荷量は 5% 水準で有意である。

と，斜交モデル ($AIC = 5914.91$)，2 次因子モデル ($AIC = 5980.75$)，直交モデル ($AIC = 6167.44$) の順で AIC の値が小さかった。しかし，斜交モデ

ルと2次因子モデルにおける AIC の値の差異はわずかであった。なお、各モデルの因子負荷量を Table 5 に示した。

考 察

本研究の目的は、対人ストレスコーピング尺度の因子的妥当性を確認的因子分析によって検証することであった。専門学校生、短期大学生、大学生 2,574 名を対象に対人ストレスコーピング尺度を用いた質問紙調査を実施した。探索的因子分析の結果、加藤の研究結果と同様の3因子を抽出することができたため、3因子モデルをもとに5つのモデル（ヌルモデル、一因子モデル、直交モデル、斜交モデル、2次因子モデル）を仮定し、確認的因子分析を行った。その結果、 GFI 、 $AGFI$ の値がともに 0.90 を超え、 $RMSEA$ の値が 0.08 以下のモデルは直交モデル、斜交モデル、2次因子モデルであり、構成されたモデルの適合性は高いものであることが実証された。しかし、すべてのモデルで² 検定では帰無仮説が棄却され、モデルが適合的であるとする仮説は棄却された。

² 検定には2つの大きな欠点が指摘されている（豊田，1992，1998）。第一の欠点は、通常の統計的検定における仮説とは逆の設定がなされており、仮説検定の結果から有効な知見が得にくいことである。通常、帰無仮説は棄却された場合に研究者の仮説が支持されるが、構造方程式モデリングでは、帰無仮説は採択されることを目的として仮説を設定している。第二の欠点は、² 検定による適合度の判定が標本数に影響をうけ、しかもその影響が実用的に不合理な印象を与えることである。すなわち、標本数が多くなれば、検定力が高くなり、その結果、「構成されたモデルが適合的である」という帰無仮説が棄却されやすくなる。逆に、標本数を小さくすれば、検定力が低下し、帰無仮説が受容されやすくなる。これらの問題から、最近ではモデルの適合度の指標として使用されない傾向がある。本研究の標本数は 2,000 を超えており、² 検定の結果は、不当に帰無仮説を棄却しやすい。本研究において、すべてのモデルが

棄却されたのはこのためであろう。すなわち、*GFI*、*AGFI* の値がともに 0.90 を超え、*RMSEA* の値が 0.08 以下の直交モデル、斜交モデル、2 次因子モデルの 3 つのモデルは適合性の高いモデルといえる⁽⁴⁾。加藤らの研究では、対人ストレスコーピング尺度が 3 因子構造を有することを仮定しており、これらの結果は予測と一致したものであった。

さらに、*AIC* の値によってモデル間比較を行ったところ、斜交モデル、2 次因子モデル、直交モデルの順で *AIC* の値が小さかった。しかし、斜交モデルと 2 次因子モデルにおける *AIC* の値の差異はわずかであった。*AIC* の値が小さいほど構成されたモデルのあてはまりよく、直行モデルより、斜交モデル、2 次因子モデルの方がモデルのあてはまりがよいといえる。加藤らの研究では、対人ストレスコーピング尺度の因子間相関を仮定しており、これらの結果は予測と一致したものであった。以上のことから、対人ストレスコーピング尺度の因子的妥当性が保証された。従来の代表的なコーピング尺度では、確認的因子分析によって、因子的妥当性が確認されていないことを鑑みると（加藤、2002 d）、本研究結果は意義ある研究といえる。

引用文献

Aldwin, C. M., & Revenson, T. A. (1987). Does coping help? A reexamination of the relation between coping and health. *Journal of Personality and Social Psychology*, **53**, 337-348.

上地広昭 (1999). 中学生のいじめの対処法に関する研究 カウンセリング研究, **32**, 24-31.

Arbuckle, J. L. (1997). *Amos user's guide version 3. 6*. Chicago: Small Waters Corporation.

Bijttebier, P., & Vertommen, H. (1998). Coping with peer arguments in school-

- (4) 構成モデルを変えることなく、誤差間相関を仮定することによって相対的に適合度が上がることが知られている（古谷野ら、1989）。本研究では誤差間相関を仮定していないが、誤差間相関を仮定した場合、直交モデル、斜交モデル、2 次因子モデルの適合度は以下のように高くなった。山本・小野寺（1999）を参照に修正指標を用いてモデルの修正を行った結果、*GFI*、*AGFI* の値は、直交モデルでは *GFI* = .95, *AGFI* = .93, 斜交モデルでは *GFI* = .97, *AGFI* = .94, 2 次因子モデルでは *GFI* = .96, *AGFI* = .94 であった。

- age children with bully/victim problems. *British Journal of Educational Psychology*, **68**, 387–394.
- Bowker, A., Bukowski, W. M., Hymel, S., & Sippola, L. K. (2000). Coping with daily hassles in the peer group during early adolescence: Variations as a function of peer experience. *Journal of Research on Adolescence*, **10**, 211–243.
- Bowman, M. L. (1990). Coping effects and marital satisfaction: Measuring marital coping and its correlates. *Journal of Marriage and the Family*, **52**, 463–474.
- Chan, D. W. (1994). The Chinese Ways of Coping Questionnaire: Assessing coping in secondary school teachers and students in Hong Kong. *Psychological Assessment*, **6**, 108–116.
- Falkum, E., Olff, M., & Aasland, O. G. (1997). Revisiting the factor structure of the Ways of Coping Checklist: A three-dimensional view of the problem-focused coping scale. A study among Norwegian physicians. *Personality and Individual Differences*, **22**, 257–267.
- Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1980). An analysis of coping in a middle-aged community sample. *Journal of Health and Social Behavior*, **21**, 219–239.
- Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1985). If it changes it must be a process: Study of emotion and coping during three stages of a college examination. *Journal of Personality and Social Psychology*, **48**, 150–170.
- Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1986). Stress processes and depressive symptomatology. *Journal of Abnormal Psychology*, **95**, 107–113.
- Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1988). *Manual for the Ways of Coping Questionnaire*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Folkman, S., Lazarus, R. S., Dunkel-Schetter, C., DeLongis, A., & Gruen, R. (1986). The dynamics of a stressful encounter. *Journal of Personality and Social Psychology*, **50**, 992–1003.
- Harter, S. L., & Vanecsek, R. J. (2000). Family of origin environment and coping with situations which vary by level of stress intensity. *Journal of Social and Clinical Psychology*, **19**, 463–479.
- 橋本 剛 (1997). 大学生における対人ストレスイベント分類の試み 社会心理学研究, **13**, 64–75.
- Hobfoll, S. E., Dunahoo, C. L., Ben-Porath, Y., & Monnier, J. (1994). Gender and coping: The dual-axis model of coping. *American Journal of Community Psychology*, **22**, 49–81.
- Hwang, C., Scherer, R. F., Wu, Y., Hwang, C., & Li, J. (2002). A comparison of

- coping factors in western and non-western cultures. *Psychological Reports*, **90**, 466–476.
- 嘉数朝子・砂川裕子・井上 厚 (2000). 児童のストレスに影響を及ぼす要因についての検討 ソーシャルサポート, 対処行動 琉球大学教育学部紀要 (第一部・第二部), **56**, 343–358.
- 嘉数朝子・當山りえ・井上 厚 (1999). 児童のストレス対処行動と統制可能性の関係の発達の变化 琉球大学教育学部紀要 (第一部・第二部), **54**, 475–486.
- 加藤 司 (1999). 対人ストレスコーピングと対人行動特性 日本教育心理学会第 41 回総会発表論文集, 443.
- 加藤 司 (2000 a). 大学生用対人ストレスコーピング尺度の作成 教育心理学研究, **48**, 225–234.
- 加藤 司 (2000 b). 失恋ストレスコーピング尺度の作成 日本社会心理学会第 41 回大会発表論文集, 296–297.
- 加藤 司 (2001 a). 対人ストレス過程の検証 教育心理学研究, **49**, 295–304.
- 加藤 司 (2001 b). 高校生における対人ストレスコーピング 日本教育心理学会第 43 回総会発表論文集, 560.
- 加藤 司 (2002 a). 短縮版対人ストレスコーピング尺度の作成 神戸女学院大学学生相談室紀要, **7**, 17–22.
- 加藤 司 (2002 b). 共感的コーピング尺度の作成と精神的健康との関連性について 社会心理学研究, **17**, 73–82.
- 加藤 司 (2002 c). 対人ストレス過程における社会的相互作用の役割 実験社会心理学研究, **41**, 147–154.
- 加藤 司 (2002 d). 対人ストレス過程における対人ストレスコーピング 関西学院大学大学院文学研究科博士論文 (未公刊)
- 加藤 司 (2002 e). 対人ストレスコーピングが職場における満足感, 職務意欲に及ぼす影響 日本健康心理学会第 15 回大会発表論文集, 202–203.
- 加藤 司 (2002 f). 対人関係が対人ストレスコーピングの選択に及ぼす影響 日本社会心理学会第 43 回大会発表論文集, 432–433.
- 加藤 司・今田 寛 (2001). ストレス・コーピングの概念 人文論究 (関西学院大学), **51**, 37–53.
- 古谷野亘・柴田 博・芳賀 博・須山靖男 (1989). PGC モラルスケールの構造 最近の改訂作業がもたらしたもの 社会老年学, **29**, 64–74.
- McCrae, R. R. (1984). Situational determinants of coping responses: Loss, threat, and challenge. *Journal of Personality and Social Psychology*, **46**, 919–928.
- Mishel, M. H., & Sorenson, D. S. (1993). Revision of the Ways of Coping Check-

- list for a clinical population. *Western Journal of Nursing Research*, **15**, 59–76.
- Nakano, K. (1991). The role of coping strategies on psychological and physical well-being. *Japanese Psychological Research*, **33**, 160–167.
- 大竹恵子・島井哲志・嶋田洋徳 (1998). 小学生のコーピング方略の実態と役割 健康心理学研究, **11**, 37–47.
- Quayhagen, M. P., & Quayhagen, M. (1982). Coping with conflict: Measurement of age-related patterns. *Research on Aging*, **4**, 364–377.
- Scherer, R. F., Hwang, C., Yan, W., & Li, J. (2000). The dimensionality of coping among Chinese health care workers. *The Journal of Social Psychology*, **140**, 317–327.
- 芝 祐順 (1979) 因子分析 (第2版) 東京大学出版会
- Smyth, K., & Yarandi, H. N. (1996). Factor analysis of the Ways of Coping Questionnaire for African American women. *Nursing Research*, **45**, 25–29.
- Sorlie, T., & Sexton. (2001). The factor structure of “The Ways of Coping Questionnaire” and the process of coping in surgical patients. *Personality and Individual Differences*, **30**, 961–975.
- 豊田秀樹 (1992). SAS による共分散構造分析 東京大学出版会
- 豊田秀樹 (1998). 共分散構造分析 (入門編) 構造方程式モデリング 朝倉書店
- 豊田秀樹 (2000). 共分散構造分析 (応用編) 構造方程式モデリング 朝倉書店
- 山本嘉一郎・小野寺孝義 (編) (1999). Amos による共分散構造分析と解析事例 ナカニシヤ出版

付記

本論文は、関西学院大学に提出した2002年度学位論文の一部です。御指導して頂いた関西学院大学文学部教授今田寛先生に厚く感謝いたします。

大学院文学研究科研究員